UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL

CENTRE DE RECHERCHE SUR LES TRANSPORTS

MÉMOIRE D'ÉTUDIANT

CASE POSTALE 6128, SUCCURSALE A, MONTRÉAL, QUÉBEC, H3C 3J7

MODÈLES DE RÉPARTITION MODALE POUR LES DÉPLACEMENTS D'ADULTES À MONTRÉAL

par

Erwin Roy

Rapport de recherche de maîtrise en sciences économiques dirigé par Marc Gaudry.

Ce rapport a été publié grâce à une subvention du fonds F.C.A.C. pour l'aide et le soutien à la recherche.

Université de Montréal

Centre de recherche sur les transports - Publication #279

Décembre 1982

Dépôt légal - 1er trimestre 1983

TABLE DES MATIERES

Sommaire iv

Introduction 1

I - Dérivation du logit 2

A) A partir de la théorie de l'utilité 2
B) A partir de la théorie de l'entropie 3

II - Propriétés du logit 6

III - Le modèle 8

IV - Processus d'estimation 10

V - Les données 11

A) Variables dépendantes 11
B) Variables explicatives 11
a) Variables de réseau 11
b) Variables socio-économiques 12
c) Variable d'accessibilité 13

VI - Les résultats 14

A) Taille, signe et signification des coefficients 14
a) Motif étude 14
b) Motif retour à domicile 15
c) Motif tous buts 15
B) Les élasticités 15
C) La valeur du temps 16
D) L'ajustement des modèles 20
E) La multicolinéarité 21

Conclusion 22

Annexes 23

Remerciements 25

Bibliographie 26

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 : Coefficients estimés, t de student et élasticités pour le motif étude 17

Tableau 2 : Coefficients estimés, t de student et élasticités pour le motif retour à domicile 18

Tableau 3 : Coefficients estimés, t de student et élasticités pour le motif tous buts 19

Tableau 4 : Valeur du temps pour les différents motifs 20

Tableau 5 : Le R^2 et l'ajustement des modèles 21

SOMMAIRE

Le but de cette étude est d'estimer la répartition modale dans la région de Montréal pour des motifs étude, retour à domicile et tous buts.

Nous avons utilisé le modèle logit interprété comme modèle de part de marché avec des données de 1970 relatives aux flux origine-destination entre 25 zones de la région de Montréal.

Les coefficients estimés ont la valeur rechercheé. Les variables de réseau sont toutes de signes attendus. Cependant certaines variables socio-économiques n'ont pas obtenu le signe recherché. Ces variables sont généralement non significatives. Notons qu'aucune variable n'est significative pour le motif étude et que pour les motifs retour à domicile et tous buts les variables nombre de femmes par ménage et nombre d'hommes par ménage, quoique significatifs et robustes sont de signe contraire au signe attendu. Les élasticités et la valeur du temps nous montrent que pour ces deux derniers motifs les usagers sont plus sensibles au temps d'attente qu'au temps de trajet et plus sensibles au temps trajet en auto qu'au temps en transport en commun. Les valeurs assez élevées obtenues pour les temps d'attente et de trajet auto nous laissent penser que des transformations de BOX-COX sur certaines variables explicatives pourraient améliorer les résultats obtenus.

INTRODUCTION

Plusieurs travaux utilisent le modèle logit comme un modèle de part de marché. Beaucoup de ces travaux se sont concentrés sur le motif travail. Gaudry (1978) par exemple montre avec des données de la région de Montréal que le modèle logit peut, dans certains cas, donner d'aussi bons résultats que le modèle dogit si les transformations appropriées des variables explicatives sont utilisées.

Cependant, peu d'attention semble avoir été accordée aux autres motifs de déplacement. Dans ce rapport, nous utiliserons le modèle logit interprété comme modèle de part de marché afin d'analyser le choix de mode dans la région de Montréal, à partir de données de 1970 sur les déplacements pour les motifs étude, retour à domicile et tous buts, relatifs à des liaisons entre 25 zones d'origine ou de destination.

Nous présentons d'abord deux processus de dérivation du modèle logit : à partir de la théorie de l'utilité et à partir de la théorie de l'entropie. Puis, nous présenterons les principales propriétés de ce modèle et nous définirons le modèle retenu ainsi que la relation entre les différentes variables. Enfin nous présenterons et analyserons les résultats obtenus lors de l'estimation de la répartition modale.

I - DERIVATION DU LOGIT

Le logit est probablement l'un des modèles les plus utilisés dans les études de répartition modale. Nous présentons ici deux processus de dérivation du modèle. Le premier, le plus connu part de la théorie de l'utilité. Le deuxième dérive ce modèle à partir de la théorie de l'entropie.

A) A partir de la théorie de l'utilité[1]

Considérons un individu donné, il a une fonction d'utilité qui peut s'écrire :

$$U = U(X, S)$$

où X représente les caractéristiques associées à une alternative donnée et S celles attachées à l'individu.

L'individu choisira l'alternative qui maximise son utilité, c'est-à-dire qu'il préférera l'option i à l'option j si :

$$U(X_i, S) > U(X_j, S)$$

où U(X, S) peut se décomposer de la façon suivante :

$$U(X, S) = V(X, S) + W(X, S)$$

où V représente une fonction systématique et W une fonction aléatoire avec une moyenne indépendante de X.

[1]Domencich, T. et McFadden, D., Urban Travel Demand, pp. 48-69.

La probabilité que l'alternative i soit choisie peut alors s'écrire :

$$P_i = \text{Prob}\,[U(X_i, S) > U(X_j, S)] \quad \text{pour } i \neq j \text{ et } j = 1, \ldots, J$$

$$P_i = \text{Prob}\,[V(X_i, S) + W(X_i, S) > V(X_j, S) + W(X_j, S)]$$

$$P_i = \text{Prob}\,[V(X_i, S) - V(X_j, S) > W(X_j, S) - W(X_i, S)]$$

Si les éléments aléatoires de la fonction d'utilité sont indépendants et identiquement distribués. On peut supposer qu'ils ont une distribution de Weibull et on aboutit après différentes transformations au logit qui peut s'écrire de la façon suivante :

$$P_i = \frac{e^{vi}}{\sum_j e^{vj}}$$

où P_i représente la probabilité que l'alternative i soit choisie et v représente les caractéristiques des alternatives tels que prix, temps d'attente, temps de trajet, indice de confort, etc.; mais peut aussi inclure des variables qui décrivent les caractéristiques socio-économiques des preneurs de décision.

B) A partir de la théorie de l'entropie[1]

Sous la forme généralement utilisée dans les études de transport le logit est semblable au modèle de répartition modale qui peut être dérivé à partir du modèle de maximisation de l'entropie de Wilson.

[1]Wilson, A.G., Entropy in Urban and Regional Modelling, pp. 64-65 et 136-150.

Considérons une ville avec n modes de transport. On peut définir :

$$P_i = \frac{n_i}{n} \qquad (1)$$

où P_i peut être interprété comme la probabilité d'utiliser le mode i.

On sait que :

$$\sum_i P_i = 1 \qquad (2)$$

$$\sum_i P_i U_i = \overline{U} \qquad (3)$$

où U_i représente la désutilité du mode i.

On peut définir l'entropie de cette distribution de probabilité par :

$$S = - \sum_i P_i \ln P_i \qquad (4)$$

Associons à (2) et à (3) les multiplicateurs de Lagrange λ et θ. On peut maximiser l'entropie sujet aux contraintes (2) et (3). Nous obtenons :

$$\text{Max } L = - \sum_i P_i \ln P_i + \lambda(1 - \sum_i P_i) + \theta(\overline{U} - \sum_i P_i U_i)$$

$$\frac{\partial L}{\partial P_i} = - \ln P_i - 1 - \lambda - \theta U_i = 0$$

et nous obtenons :

$$P_i = \exp(-1 - \lambda - \theta U_i) \qquad (5)$$

L'équation (2) nous permet d'écrire :

$$\lambda(1 - \sum_i P_i) = 0$$

Remplaçons P_i par la valeur obtenue en (5), nous avons alors :

$$\lambda[1 - \sum_i \exp(-1 - \lambda - \theta U_i)] = 0$$

Nous pouvons donc écrire :

$$\sum_i \exp(-1 - \lambda - \theta U_i) = 1$$

et nous obtenons :

$$\exp(-\lambda) = \frac{1}{\sum_i \exp(-1 - \theta U_i)} \qquad (6)$$

Remplaçons dans (5) $\exp(-\lambda)$ par la valeur obtenue dans (6), nous obtenons :

$$P_i = \frac{\text{epx}(-\theta U_i)}{\sum_i \exp(-\theta U_i)} \qquad (7)$$

Nous constatons donc que (7) est analogue au modèle obtenu précédemment à partir de la théorie de l'utilité.

II - PROPRIETES DU LOGIT

La propriété centrale du modèle logit est d'être compatible avec l'axiome IIA (Independence from Irrelevant Alternatives). L'axiome IIA constitue à la fois la force et la faiblesse du logit, car il impose des restrictions sur la structure des probabilités de choix qui peuvent ou ne peuvent être valides dans des applications particulières.

Le logit définit la part de marché ou la probabilité de choix d'une alternative particulière comme le rapport de son utilité à la somme des utilités de toutes les alternatives pertinentes :

$$P_i = \frac{e^{V_i}}{\sum_{j=1}^{J} e^{V_j}}$$

Un des avantages de ce genre de modèle est qu'il permet l'introduction de nouvelles alternatives. Nous pouvons illustrer cette propriété de la façon suivante :

$$P_1 = \frac{e^{V_1}}{e^{V_1} + e^{V_2} + e^{V_3}}$$

$$P_2 = \frac{e^{V_2}}{e^{V_1} + e^{V_2} + e^{V_3}}$$

$$\frac{P_1}{P_2} = \frac{e^{V_1}}{e^{V_2}} = e^{(V_1 - V_2)}$$

L'axiome IIA nous dit que le rapport de la probabilité de choix de l'alternative 1 sur la probabilité de choix sur l'aternative 2 $\left(\frac{P_1}{P_2}\right)$ est indépendant de l'ensemble des alternatives disponibles. Ce rapport de probabilité est seulement une fonction des caractéristiques de l'alternative 1 et de l'alternative 2. Par conséquent, la présence ou l'introduction d'une nouvelle alternative ne peut modifier ce rapport. Evidemment, cette propriété n'est valable que si la nouvelle alternative est totalement indépendante des alternatives existantes, c'est-à-dire qu'elle livre le même niveau de compétition à chacune des alternatives existantes.

Le problème majeur lié à l'axiome IAA est la suivant. Des alternatives non distinctes peuvent biaiser l'estimation des paramètres du modèle. L'exemple classique de violation de l'axiome IIA est présenté par le problème des autobus "rouge/bleu" où la seule caractéristique distinctive entre deux alternatives est la couleur. Avec la voiture comme autre alternative, l'introduction de la nouvelle alternative autobus bleu devrait amener à un ajustement dans la part des autobus rouges et non dans la part des voitures. Selon l'axiome IIA, on devrait aussi avoir un changement dans la part de l'auto de telle sorte que le rapport $P_{auto}/P_{bus\ rouge}$ reste inchangé. L'implication évidente est que les élasticités croisées de choix par rapport à une caractéristique particulière ne changent pas à cause de la nouvelle alternative.

III - LE MODELE

Nous avons estimé la répartition modale à partir de données en coupe instantannée. Nous avons considéré deux modes de transport : le transport en commun et l'auto et nous avons utilisé un modèle logit qu'on peut illustrer de la façon suivante en considérant les modes 1 (transport en commun) et 2 (auto) :

$$P_1 = \frac{e^{V_1}}{e^{V_1} + e^{V_2}}$$

$$P_2 = \frac{e^{V_2}}{e^{V_1} + e^{V_2}}$$

$$\frac{P_1}{P_2} = \frac{e^{V_1}}{e^{V_2}}$$

$$\frac{P_1}{P_2} = \frac{e^{[(P_1\ TT_1,\ TA_1,\ R,\ CAR,\ ETC)]}}{e^{(P_2\ TT_2,\ TA_2)}}$$

La variable dépendante est le rapport de la part du transport en commun sur la part de l'automobile, qu'on cherche à expliquer à partir de certaines caractéristiques des modes de transport tels que le prix, le temps de trajet, le temps d'attente et des caractéristiques socio-économiques des ménages tels que le revenu, le nombre de voitures, le nombre de travailleurs par ménage. On tient compte également d'autres variables comme l'accessibilité, le nombre de personnes nées au Canada, etc. Les variables socio-économiques ont été associées au transport en commun.

Nous avons développé précédemment un modèle général de chacun des motifs de déplacements que nous avons analysé dans cette étude. Par exemple, le rapport de parts pour le motif étude peut être exprimé par $\frac{p_1^{etu}}{p_2^{etu}}$, par $\frac{p_1^{dom}}{p_2^{dom}}$ pour le retour à domicile et par $\frac{p_1^{TBU}}{p_2^{TBU}}$ pour l'ensemble de tous les déplacements.

IV - PROCESSUS D'ESTIMATION

En prenant les logarithmes du rapport des parts de marchés respectifs P_1 et P_2, nous aboutissons à la forme suivante :

$$\ell n \left[\frac{P_1}{P_2}\right] = V_t + u_t$$

où $V_t = \beta_{10t} + \sum_k {}_k(X_{1k_t} - X_{2k_t})$

où t indique les observations de 1, ..., N;

u_t indique le terme d'erreur.

Nous estimons le modèle par les moindres carrés ordinaires en supposant une relation linéaire de la forme :

$$Y_t = \beta_{10t} + \beta_{11} X_{11t} - \beta_{12} X_{12t} + \beta_{21} X_{21t} - \beta_{22} X_{22t} + u_t$$

La variable dépendante Y représente alors le logarithme du rapport des parts $Y = \ell n \left[\frac{P_1}{P_2}\right]$.

V - LES DONNEES

Nous analysons la répartition modale pour trois motifs de déplacements : étude (26 observations), retour à domicile (138 observations), tous buts (250 observations). Ces observations se rapportent à 25 zones origine-destination à Montréal en novembre 1970.

A) Variable dépendante

Pour chacun des motifs de déplacements considérés, la variable dépendante Y est représentée par le logarithme du rapport $\frac{P_1^k}{P_2^k}$. P_1^k et P_2^k représentent respectivement la part du transport en commun et la part de l'auto pour les paires origines destinations où les déplacements sont faits par les deux modes pour le motif k considéré.

B) Variables explicatives

Il convient de distinguer deux catégories de variables explicatives.

a) Variables de réseau

Les variables de réseau ont été définies pour chacun des deux modes. Nous avons utilisé les variables suivantes :

- variables de prix :

Le tarif du transport en commun (BUS FARE) est constant entre les différentes zones d'origine et de destination.

Le coût d'utilisation de l'automobile (CAR COST) est obtenu en multipliant la distance entre chaque paire origine-destination par une constante et

en ajoutant au résultat obtenu la moitié des frais de stationnement à destination (à l'exception toutefois du motif retour à domicile où on tient compte des frais de stationnement à l'origine);

- le temps de trajet :

  les temps de trajet de l'autobus (BUS T-TIME) et de l'automobile (CAR T-TIME) sont mesurés par les chemins les plus courts dans chaque réseau;

- le temps d'attente :

  la qualité du service de transport en commun a été estimée à partir du temps d'attente (BUS W-TIME). Cette variable inclut aussi le temps nécessaire au transfert d'une ligne à l'autre. Nous avons considéré que le temps d'attente était nul dans le cas de l'automobile.

A l'exception du tarif du transport en commun, toutes les observations sur les variables de réseau ont été obtenues à partir d'algorithme d'affectation au temps minimum généralisé. Les valeurs obtenues sont probablement très fortement correlées aux vraies valeurs.

b) Variables socio-économiques

Dans cette catégorie il convient de distinguer trois types de variables :

- des variables qui décrivent le ménage :
  - . nombre d'autos par ménage : CARHH
  - . revenu par ménage : YHH
  - . nombre de travailleurs par ménage : LFPHO
  - . nombre d'étudiants par ménage : CUROHH
  - . nombre de femmes par ménage : POPWHH
  - . nombre d'hommes par ménage : POPMHH

- des variables qui décrivent la région :

  . proportion de personnes nées au Canada : POPBCANS

  . proportion de personnes de plus de 65 ans : POP65S

  . proportion de travailleurs hommes : LFMSO

Toutes les variables socio-économiques ont été définies au niveau des zones qui généraient les déplacements. Cependant, pour le motif retour à domicile, nous les avons associées aux zones qui attiraient les déplacements.

c) Variable d'accessibilité

Une variable d'accessibilité a été construite à partir de la distance entre les zones pour tenir compte de la difficulté d'effectuer certains déplacements.

$$DA = \left[\left(\frac{DISTAU}{2}\right)^2 + \left(\frac{DISTAU}{2}\right)^2\right]^{-1/2}$$

Toutes les variables socio-économiques ainsi que la variable d'accès ont été associées au transport en commun.

VI - LES RESULTATS

Les tableaux 1, 2, 3 et 4 illustrent les résultats pour les différents motifs de déplacements. Dans chaque cas, nous avons considéré les coefficients des différentes variables, les statistiques de student et les élasticités.

A) Taille, signe et signification des coefficients

Pour les trois motifs considérés, les coefficients estimés des variables de réseau sont de signe et de taille attendus. Les coefficients des variables socio-économiques ont la valeur attendue bien que certains d'entre eux n'aient pas le signe recherché.

a) Motif étude

Les coefficients des variables de réseau estimés sont de signe et de taille attendus.

Bien que les coefficients des variables socio-économiques ont la valeur attendue, notons que certains d'entre eux n'ont pas le signe recherché. Le nombre d'auto par ménage est positif alors que l'on s'attendait à ce qu'il ait un signe négatif. Le nombre d'étudiants par ménage et le nombre de femmes par ménage sont négatifs tandis que l'on s'attendait à des signes positifs pour ces deux variables. Le nombre d'hommes par ménage ainsi que l'accessibilité sont positifs alors qu'on s'attendait à des coefficients négatifs. Les tests de student nous indiquent qu'aucune des variables considérées n'est significative.

b) Motif retour à domicile

Les coefficients des différentes variables ont la valeur attendue. Les variables de réseau sont de signe attendu. Au niveau des variables socio-économiques, on remarque que le nombre d'étudiants par ménage et le nombre de femmes par ménage ont des signes contraires aux signes attendus. Notons toutefois que ces deux variables ne sont pas très significatives. Il convient aussi de remarquer que le nombre d'hommes par ménage est positif alors qu'on s'attendait à un signe négatif. De plus, le test de student nous permet de constater que cette variable est assez significative.

c) Motif tous buts

Toutes les variables de réseau sont de signe et de grandeur attendus. Les coefficients des variables socio-économiques ont les valeurs attendues. Notons que le nombre de femmes par ménage est négatif alors qu'on s'attendait à ce qu'il soit positif et que le nombre d'hommes par ménage est positif alors qu'on s'attendait à un signe négatif. Signalons de plus que le revenu par ménage est positif et significatif alors qu'on s'attendait à un signe négatif.

B) Les élasticités

Pour chaque mode, nous avons calculé les élasticités propres et croisées à la moyenne. Les élasticités peuvent nous permettre de voir si les modèles retenus sont raisonnables. Dans le cas du logit, nous avons les formules suivantes pour l'élasticité propre et croisée :

$$N_{ii} = \beta_k X_{ik}(1 - P_i) = \beta_k X_{ik}\left[1 - \frac{e^{v_i}}{\sum_j e^{v_j}}\right]$$

$$N_{ij} = -\beta_k X_{jk} P_j = -\beta_k X_{ik}\left[\frac{e^{v_j}}{\sum_j e^{v_j}}\right]$$

Les résultats obtenus paraissent raisonnables, par exemple pour les élasticités de la demande de transport en commun on voit que pour les motifs retour à domicile et tous buts les élasticités propres par rapport au temps de trajet sont plus faibles queles élasticités propres par rapport au temps d'attente. Dans le cas de la demande de déplacement en auto, on s'aperçoit que les élasticités propres par rapport au prix sont plus faibles que les élasticités propres par rapport au temps de trajet. Les élasticités propres et croisées par rapport aux différentes variables (de réseau et socio-économique) figurent dans les tableaux 1 à 3.

C) La valeur du temps

Il est intéressant de considérer la valeur du temps pour les différents motifs de déplacement. Ces différentes valeurs sont obtenues en considérant les rapports des dérivées de la fonction de demande par rapport aux variables de temps et de prix. Les valeurs du temps pour les différents motifs apparaissent au tableau 4. En 1970, le salaire horaire moyen approximatif dans le secteur de la transformation était de 3,50$. Les résultats pour les différents motifs nous montrent que le temps de trajet en auto

Tableau 1

Coefficients estimés, t de student et élasticités pour le motif étude

Variables		Coefficients	Student	Elasticité Propre	Elasticité Croisée
Réseau :					
. BUS : Temps de trajet	T-TIME	-0.018	-0.56	-0.17	0.30
Temps d'attente	W-TIME	-0.0024	-0.02	-0.00	0.01
. AUTO: Temps de trajet	T-TIME	-0.060	-0.80	-0.51	0.30
Tarif	FARE	-0.981	-0.23	0.10	-0.17
Socio-économiques :					
. Nombre d'autos par ménage	CARHH	0.129	0.04	0.04	-0.07
. Revenu par ménage	YHH	-0.000	-0.76	-0.48	0.83
. Nombre de travailleurs par ménage	LFPHO	0.624	0.13	0.29	-0.50
. Nombre d'étudiants par ménage	CUROHH	-3.72	-0.24	-0.21	0.36
. Nombre de femmes par ménage	POPWHH	-2.78	-0.49	-1.73	2.97
. Nombre d'hommes par ménage	POPHHH	3.88	0.59	2.20	3.79
. % de personnes nées au Canada	POPBCANS	0.025	-0.58	-0.73	1.26
. % de personnes de plus de 65 ans	POP65S	0.204	0.62	0.75	-1.29
. % de travailleurs hommes	LFMSO	-0.015	-0.10	-0.36	0.62
. Accessibilité	DA	0.581	0.39	0.09	-0.15
Constante		0.543	3.76		
Log-likelihood		20.61			
R^2 : . pseudo		0.5464			
. intuitif		0.5292			
Moyenne des parts :		BUS	AUTO		
. observée		0.6234	0.3765		
. estimée		0.6270	0.3729		

Tableau 2

Coefficients estimés, t de student et élasticités pour le motif retour à domicile

Variables		Coefficients	Student	Elasticité Propre	Elasticité Croisée
Réseau :					
. BUS : Temps de trajet	T-TIME	-0.0067	-0.51	-0.10	0.07
Temps d'attente	W-TIME	-0.52	-2.15*	-0.20	0.15
. AUTO : Temps de trajet	T-TIME	-0.029	-1.26	-0.19	0.25
Tarif auto	COUT	-0.194	-2.31*	-0.08	0.11
Socio-économiques :					
. Nombre d'autos par ménage	CARHH	-0.874	-0.84	-0.40	0.30
. Revenu par ménage	YHH	-0.000	-1.21	-0.44	0.33
. Nombre de travailleurs par ménage	LFPHO	4.554	2.85*	3.27	-2.49
. Nombre d'étudiants par ménage	CUROHH	-3.167	-1.49	-0.24	0.18
. Nombre de femmes par ménage	POPWHH	-1.626	-1.48	-1.57	1.19
. Nombre d'hommes par ménage	POPMHH	2.596	2.02	2.38	-1.81
. % de personnes nées au Canada	POPBCANS	0.014	0.96	0.69	-0.52
. % de personnes de 65 ans et plus	POP65S	0.230	3.09*	1.10	-0.83
. % de travailleurs hommes	LFHSO	0.050	0.95	1.83	-1.39
. Accessibilité	DA	-0.345	-1.02	-0.07	0.06
Constante		-0.273	-3.81		
Log-kikelihood		31.843			
R^2 : . pseudo		0.3161			
. intuitif		0.3286			
Moyenne des parts :		BUS	AUTO		
. observée		0.4461	0.5538		
. estimée		0.4364	0.5635		

*Significatif à 90%.

Tableau 3

Coefficients estimés, t de student et élasticités pour le motif tous buts

Variables		Coefficients	Student	Elasticité Propre	Elasticité Croisée
Réseau :					
. BUS : Temps de trajet	T-TIME	-0.0067	-0.74	-0.10	0.08
Temps d'attente	W-TIME	-0.055	-3.04*	-0.22	0.16
. AUTO : Temps de trajet	T-TIME	-0.016	-1.02	-0.11	0.15
Tarif	COUT	-0.161	-2.34*	-0.06	0.08
Socio-économiques :					
. Nombre d'autos par ménage	CARHH	-1.565	-2.12*	-0.69	0.51
. Revenu par ménage	YHH	0.000	2.20*	0.46	-0.34
. Nombre de travailleurs par ménage	LFPHO	0.857	0.89	0.61	-0.45
. Nombre d'étudiants par ménage	CUROHH	0.119	0.07	0.00	-0.00
. Nombre de femmes par ménage	POPWHH	-1.911	-2.44*	-1.81	1.34
. Nombre d'hommes par ménage	POPMHH	2.010	1.95*	1.80	-1.34
. % de personnes nées au Canada	POPBCANS	0.011	1.08	0.52	-0.39
. % de personnes de plus de 65 ans	POP65S	0.011	0.20	0.05	0.04
. % de travailleurs hommes	LFMSO	-0.042	-1.06	-1.53	1.13
. Accessibilité	DA	-0.446	-1.55	-0.092	0.068
Constante		-0.299	-5.60		
Log-likelihood		50.05			
R^2 : . pseudo		0.2532			
. intuitif		0.2694			
Moyenne des parts :		BUS	AUTO		
. observée		0.4381	0.5618		
. estimée		0.4296	0.5703		

*Significatif à 90%.

revêt une plus grande valeur que le temps de trajet en transport en commun. Notons aussi qu'à l'exception du motif étude, le temps d'attente a une valeur plus grande que le temps de trajet; et que les usagers aiment moins attendre l'autobus que travailler.

Dans le cas du motif étude, la valeur du temps de trajet en voiture est plus élevée que celle du temps de trajet en transport en commun. De plus les usagers accordent une valeur plus grande au temps de trajet qu'au temps d'attente. Ce dernier résultat semble surprenant.

Tableau 4

Valeur du temps pour les différents motifs

	Etude	Retour à domicile	Tous buts
Usagers du transport en commun :			
. Prix du temps de trajet $/heure	1.13	2.06	2.48
. Prix du temps d'attente $/heure	0.14	16.20	20.38
Usagers de l'automobile :			
. Prix du temps de trajet $/heure	3.66	9.19	6.00

D) L'ajustement des modèles

Le tableau 5 présente les R^2 pseudo et intuitif pour chacun des modèles (voir annexe). Ces coefficients de corrélation nous montrent un assez bon ajustement des modèles. Notons toutefois que les coefficients de corrélation très élevés obtenus pour le motif étude sont probablement

attribuables au faible degré de liberté (23 observations par rapport à 14 variables explicatives).

La comparaison pour les différents motifs entre la moyenne des parts observées et la moyenne des parts estimées pour chaque mode nous indique un assez bon ajustement des différents modèles.

Tableau 5

Le R^2 et l'ajustement des modèles

Motif	Etude		Retour à domicile		Tous buts	
Log-likehood	20.61		31.84		50.05	
R^2 : . pseudo	0.5464		0.3161		0.2532	
. intuitif	0.5292		0.3286		0.2694	
Moyenne des parts :	BUS	AUTO	BUS	AUTO	BUS	AUTO
. observée	0.6234	0.3765	0.4461	0.5538	0.4381	0.5618
. estimée	0.6270	0.3729	0.4364	0.5635	0.4296	0.5703

E) La multicolinéarité

Le grand nombre de variables utilisées rend difficile la détermination du degré de corrélation entre plusieurs variables explicatives. Toutefois, la matrice de corrélation, calculée pour les différents motifs nous indique le degré de corrélation entre les différentes variables considérées deux à deux. Il ressort de ces différents tableaux que seulement 5 paires de variables ont un coefficient de corrélation supérieure à .80 dont une (POPMHH, POPWHH) a un coefficient légèrement supérieur à .90. En réalité ce coefficient se situe entre .90 et .92 selon le motif de déplacement considéré.

CONCLUSION

Ce travail se proposait d'évaluer la répartition modale pour les motifs étude, retour à domicile et tous buts. Les résultats obtenus pour les motifs retour à domicile et tous buts semblent raisonnables. En effet les coefficients obtenus ont la valeur attendue. Toutes les variables de réseau ont le signe recherché. Certaines variables socio-économiques n'ont pas le signe attendu. Ces variables sont généralement non significatives. Notons toutefois que le nombre de femmes par ménage ainsi que le nombre d'hommes par ménage sont robustes et significatifs et de signe contraire au signe recherché intuitivement. L'élasticité par rapport aux différentes variables est généralement du niveau attendu. L'estimation de la valeur du temps nous montre qu'à l'exception des déplacements à motif étude, les usagers sont plus sensibles au temps d'attente qu'au temps de trajet et qu'ils accordent une valeur plus importante au temps de trajet passé dans la voiture qu'à celui passé dans l'autobus. Cependant les valeurs assez élevées obtenues pour le temps d'attente autobus et le temps de trajet auto pour les motifs retour à domicile et tous buts nous laissent penser que des transformations BOX-COX sur certaines variables explicatives pourraient améliorer sensiblement les résultats obtenus.

ANNEXE

Test de student

Nous avons calculé les statistiques de student (t) pour chaque modèle. On émet l'hypothèse :

$$H_0 : \beta_i = 0$$

$$H_1 : \beta_i \neq 0$$

Sous l'hypothèse H_0, on a :

$$t = \frac{\hat{\beta}_i}{\hat{\sigma}(\hat{\beta}_i)}$$

Si la valeur t estimée est comprise dans l'intervalle de confiance de 95%, on ne peut rejeter l'hypothèse H_0, c'est-à-dire que β_i n'est pas significatif.

R^2 intuitif et pseudo

- R^2 intuitif

On a pour chaque mode

$$R_i^2 \quad 1 - \frac{\sum_t (s_{it} - \hat{s}_{it})^2}{\sum_t (s_{it} - \bar{s}_{it})^2}$$

où $\hat{s}_i = \dfrac{\exp(\hat{V}_i)}{\sum_j \exp(\hat{V}_j)}$

pour i = 1, ..., m.

Pour le modèle, on a

$$R_G^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{m} \sum_{t} (s_{it} - \hat{s}_{it})^2}{\sum_{i=1}^{m} \sum_{t} (s_{it} - \bar{s})^2}$$

- R^2 pseudo

Pour chacun des m-1 on a :

$$R_{P,i}^2 = 1 - \frac{\sum_{t} (y_{it} - \hat{y}_{it})^2}{\sum_{t} (y_{it} - \bar{y})^2}$$

pour $i = 1, \ldots, m-1$; et $y_i = \ell n \frac{P_i}{P_m}$

Pour le modèle on a :

$$R_{PG}^2 \text{ (model)} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{m-1} \sum_{t} (y_{it} - \hat{y}_{it})^2}{\sum_{i=1}^{m-1} \sum_{t} (y_{it} - \bar{y}_i)^2}$$

REMERCIEMENTS

Nous tenons à remercier M. Marc Gaudry qui a dirigé ce rapport de recherche. Ses conseils et commentaires ont facilité considérablement le déroulement de ce travail.

Nos remerciements vont également à M. Tran Cong Liem pour son assistance technique ainsi qu'à M. Marcel Dagenais qui a bien voulu agir en qualité de second lecteur.

BIBLIOGRAPHIE

DOMENCICH, T.A. and McFADDEN, D., Urban Travel Demand, A Behavioral Analysis, North-Holland Publishing Company, New York, 1975, 215 pages.

GAUDRY, M.I.J., "A Dogit Model of Travel Mode Choice in Montreal", Centre de recherche sur les transports, Publication #104, juillet 1978.

HENSHER, D.A. and LESTER, W.J., Applied Discrete Choice Modelling, Halsted Press, New York, 1981, 468 pages.

JOHNSTON, J., Econometric Methods, 2nd Edition, McGraw-Hill, New York, 1972, 437 pages.

WILSON, A.G., Entropy in Urban and Regional Modelling, Pion Limited, 1970, 166 pages.